

## CRESCIMENTO ECONÔMICO E CLUBES DE CONVERGÊNCIA NOS MUNICÍPIOS MINEIROS: UMA ANÁLISE COM MODELO THRESHOLD

Ricardo Bruno Nascimento dos Santos<sup>1</sup>

Airton Lopes Amorim<sup>2</sup>

Daniel Arruda Coronel<sup>3</sup>

Marcelo José Braga<sup>4</sup>

**Resumo:** Este artigo teve como objetivo verificar se existiu convergência da renda *per capita* entre os municípios de Minas Gerais, no período de 1985 a 2005, considerando o enfoque de clubes de convergência. Os clubes foram identificados endogenamente, por meio de um modelo de efeito limiar (*threshold*), no qual a variável *threshold* utilizada foi o Produto Interno Bruto real *per capita* no período inicial. Os resultados indicaram a formação de três clubes, sendo constatado o processo de convergência da renda *per capita* apenas nos clubes extremos. Neste processo, a *proxy* para capital humano mostrou-se pouco significativa para explicar o crescimento dos grupos de municípios, com exceção do grupo intermediário mais rico. Ademais, os resultados corroboram as evidências levantadas em outros trabalhos sobre a existência de uma polarização dos municípios mineiros, com os mais pobres situando-se no Norte e Nordeste desse Estado, e os mais ricos nas regiões Central, Sul e Triângulo.

**Palavras-chave:** Clubes de Convergência; Efeito Threshold; Minas Gerais.

**Abstract:** The objective of this paper was to verify the per capita income convergence in the municipalities of Minas Gerais state, Brazil, for the period from 1985 to 2005. The methodological approach was based on the analysis of convergence clubs, by using a threshold effect model. Per capita real Gross Domestic Product in the beginning period was assumed as the threshold variable. Results indicated for the presence of three clubs of convergence (low, medium, and high income), but the convergence was verified only in the extreme classes. In this process, human capital is less significant to explain the municipality growth, except in the richest intermediate club. Moreover, the results corroborated the findings of other studies about the polarization in Minas Gerais state municipalities, the poorest and the richest municipalities are located, respectively, in the north and northeast regions of the state, and in the central, south and west regions.

**Keywords:** Convergence Clubs, Threshold Effect, Minas Gerais

### 1 Introdução

Estudos sobre crescimento econômico receberam grande destaque nos últimos anos, principalmente pela influência que o incremento no nível de renda exerce na

---

<sup>1</sup>Professor Adjunto da Universidade Federal do Pará (UFPA) e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: ricardobns@gmail.com

<sup>2</sup>Doutorando em Economia Aplicada e Mestre em Economia pela UFV. E-mail: aimorim2007@gmail.com

<sup>3</sup>Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e Doutor em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: daniel.coronel@ufv.br

<sup>4</sup>Professor Associado e Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFV. E-mail: mjbraga@ufv.br

qualidade de vida das pessoas de um determinado país ou região. Diversos autores defendem que elevações no Produto Interno Bruto real *per capita* aumentam o bem-estar econômico do indivíduo médio<sup>5</sup>.

Além de enfatizarem a relação positiva entre aumento do PIB *per capita* e bem-estar social, os estudos sobre crescimento econômico disseminaram a hipótese de convergência de renda *per capita*. De acordo com essa hipótese, em sua versão mais fraca, a convergência da renda média *per capita* pode ser entendida como uma tendência de diminuição progressiva, ao longo do tempo, das diferenças entre as rendas relativas entre as economias ricas e pobres, como consequência da existência de retornos decrescentes para os fatores de produção. No entanto, em sua versão mais forte, a hipótese da convergência de renda é interpretada como um processo no qual a renda *per capita* de cada país tende a seu próprio valor de longo prazo.

Apesar das controvérsias quanto à definição de convergência, os testes dessa hipótese entre países, ou até mesmo entre regiões de um mesmo país, podem ser uma ferramenta adicional para a promoção de um desenvolvimento regional mais equilibrado, porque, além de apontar como o crescimento econômico entre os países ou regiões evoluiu em determinado período, pode ela explicitar os fatores que explicam as disparidades de renda entre as unidades espaciais consideradas<sup>6</sup>.

No Brasil, as disparidades regionais são facilmente notadas. Diniz (2005) identifica no país uma polarização de renda e de melhores condições de vida da população favoráveis às regiões Sul e Sudeste, nas quais se concentra a maior parte da atividade industrial do Brasil, ao passo que as regiões Norte e Nordeste podem ser consideradas retardatárias no processo de desenvolvimento econômico do país.

O estado de Minas Gerais também apresenta grandes disparidades regionais. Segundo dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2010), em 2000, a mesorregião do Vale do Jequitinhonha tinha os piores índices de desenvolvimento do estado, elevado percentual de pessoas com renda domiciliar *per capita* abaixo de R\$ 37,75 (36,2%), menor percentual de pessoas com acesso a saneamento básico (51,6%) e maior percentual de pessoas com mais de 15 anos analfabetas (29,1%), contrastando

---

<sup>5</sup> Godim e Barreto (2004), por exemplo, afirmam que as melhorias nas condições de vida da população de um país, estado ou município estão, quase sempre, associadas a um aumento na renda *per capita* desta economia.

<sup>6</sup> Para Perobelli, Faria e Ferreira (2007), as disparidades regionais podem estar, em parte, relacionadas a questões como distribuição desigual entre as regiões de um país dos fatores responsáveis pelo crescimento econômico, recursos naturais, capacitação da mão de obra e acesso a mercados e também a questões de imperfeição na mobilidade dos fatores.

bastante com a mesorregião do Triângulo Mineiro/Alto Parnaíba, que possuíam indicadores muito superiores (sendo respectivamente de 5,1%, 94,5% e 8,7%).

Vários estudos relacionados à hipótese de convergência da renda *per capita* entre os municípios mineiros foram realizados com o intuito de entender a natureza da disparidade de renda em Minas Gerais<sup>7</sup>. Estudos como os de Alves e Fontes (2001), Salvato, Raad, Junior et al. (2006), Maranduba Jr. (2007) e Perobelli, Faria e Ferreira (2007) mostram que existem diferentes regimes de convergência no estado mineiro. Entretanto, a caracterização desses regimes merece ainda algum esforço, principalmente na identificação dos fatores que os constituem.

Neste sentido, este trabalho procurou verificar se existiram diferentes clubes de convergência de renda nos municípios de Minas Gerais, no período de 1985 a 2005, considerando o enfoque de clubes de convergência. Buscou-se, dessa forma, testar a hipótese de que as condições econômicas iniciais dos municípios geram diferentes equilíbrios (clubes de convergência), como proposto por Durlauf e Johnson (1995). Posteriormente, procura-se verificar a contribuição do capital físico (medido pelo consumo de energia elétrica industrial) e do capital humano.

A existência dos clubes foi testada por meio do modelo com efeito *threshold* proposta por Hansen (2000), que permitiu que os municípios fossem agrupados de acordo com o padrão de similaridade de PIB *per capita* no período inicial. Ao propor um modelo *threshold* para testar a existência de clubes de convergência entre os municípios mineiros, este trabalho trouxe uma abordagem alternativa que possibilitou verificar a existência de diferenças nos níveis municipais de renda no Estado de Minas Gerais e também identificar se essas diferenças ocorreram somente devido à heterogeneidade das características estruturais dos mesmos, ou também em decorrência das suas condições econômicas iniciais.

Os resultados obtidos sugerem que a hipótese da convergência clube domina as demais hipóteses, evidenciando, assim, a importância das condições iniciais na determinação da renda de longo prazo dos municípios mineiros, sendo que o capital humano mostrou-se pouco significativo para explicar o crescimento dos grupos de municípios, com exceção do grupo intermediário mais rico. Ademais, os resultados apontam para a existência de uma polarização dos municípios mineiros, com os mais

---

<sup>7</sup> Estes estudos buscavam proporcionar um maior entendimento sobre os aspectos econômicos e sociais do Estado de Minas Gerais e contribuir com a elaboração de políticas econômicas mais adequadas, por meio de novas evidências e descobertas.

pobres situando-se no Norte e Nordeste do Estado Minas Gerais, e os mais ricos nas regiões Central, Sul e Triângulo.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: na próxima seção, faz-se uma revisão de literatura. No tópico subsequente, são expostos os procedimentos metodológicos e a fonte de dados; no seguinte, são apresentadas as análises e discussões dos resultados e, por fim, as principais conclusões do trabalho.

## **2. ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS SOBRE CONVERGÊNCIA DA RENDA PER CAPITA**

### **2.1. Convergência da renda *per capita***

Os estudos sobre disparidades econômicas e convergência de renda entre países e regiões têm ocupado grande espaço na literatura econômica, desde os anos 1980. A questão-chave que se coloca nesses estudos é a de saber se as economias têm tendência a convergir em direção aos mesmos níveis de renda (ou produto *per capita*), ou seja, se existe algum mecanismo que permita que as economias menos desenvolvidas alcancem o nível de renda per capita das economias mais desenvolvidas. (STÜLP E FOCHEZATTO, 2004).

Galor (1996) mostra que há três versões concorrentes da chamada hipótese da convergência da renda *per capita*<sup>8</sup>:

- (i) Convergência  $\beta$  absoluta ou incondicional: duas economias quaisquer tenderão para o mesmo nível médio de renda *per capita* no longo prazo (estado estacionário), independentemente de suas condições iniciais.
- (ii) Convergência  $\beta$  condicional: duas economias com características estruturais comuns (mesmas preferências, tecnologias, taxas de crescimento populacional, políticas públicas etc.) tenderão para o mesmo nível médio de renda *per capita* no longo prazo, independentemente de suas condições iniciais.

---

<sup>8</sup> Existem, ainda, pelo menos duas outras definições de convergência: a convergência sigma ( $\sigma$ ) e a convergência estocástica. Segundo Barro e Sala-i-Martin (1995), a convergência  $\sigma$  diz respeito à redução da dispersão da renda *per capita* ao longo do tempo, sendo calculada pelo desvio padrão da renda *per capita* na data inicial e final do período considerado; ocorre convergência quando o desvio padrão no período final diminui. Bernard e Durlauf (1995), mostram que a convergência estocástica está baseada na propriedade de estacionariedade das séries temporais; ocorre convergência estocástica quando as previsões de longo prazo das diferenças de renda *per capita* entre duas ou mais regiões tende a zero.

- (iii) Convergência clube: duas economias quaisquer que compartilham das mesmas características estruturais e que possuem condições iniciais semelhantes tenderão a possuir o mesmo nível médio de renda *per capita* no longo prazo.

Essas diferentes versões de convergência são fundamentadas nos modelos de crescimento neoclássico do tipo Solow (1956) e Swan (1956), que mostram que as taxas de crescimento da renda *per capita* de diferentes países ou regiões tendem a se igualar no equilíbrio de longo prazo. Nesses modelos, a convergência da renda *per capita* ocorreria por causa da hipótese de retornos decrescentes dos fatores produtivos (capital físico e trabalho). Uma vez que as regiões menos desenvolvidas utilizam esses fatores menos intensivamente, elas tenderiam a crescer mais rapidamente que as regiões ricas, de modo a alcançar o nível de renda *per capita* destas no longo prazo.

De acordo com Barro e Sala-i-Martin (1992), a hipótese de convergência absoluta é testada por meio de um modelo econométrico do tipo:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,T-1}} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i,T-1}) + e_i, \quad (1)$$

em que:  $y_{i,T-1}$  é a renda *per capita* da região  $i$  no período inicial;  $y_{i,T}$  é a renda *per capita* da região  $i$  no período  $T$ ;  $\beta_0$  e  $\beta_1$  são os parâmetros estimados; e  $e_i$  é o termo de erro aleatório<sup>9</sup>.

Existe convergência, no modelo (1), se o parâmetro  $\beta_1$  é negativo e estatisticamente significativo, pois, neste caso, a taxa média de crescimento da renda *per capita* entre os períodos  $T-1$  e  $T$  será negativamente correlacionada com o nível inicial da renda *per capita*.

Uma vez que se tenha calculado o valor do parâmetro  $\beta_1$ , é possível calcular a velocidade de convergência  $\left( \theta = -\frac{\ln(1 + \beta_1 T)}{T} \right)$  e o chamado índice meia vida  $\left( \tau = \frac{\ln(2)}{\theta} \right)$ , ou seja, o tempo necessário para que as economias percorram metade do caminho que as separam de seus estados estacionários.

---

<sup>9</sup> A hipótese de que economias pobres tendem a aumentar suas rendas *per capita* em uma velocidade maior que as economias ricas, independente de quaisquer outras características da economia, não é confirmada quando se confronta a mesma com dados de grupos diferentes de países. Essa constatação foi um dos fatores que motivaram o desenvolvimento da denominada teoria do crescimento econômico endógeno (ROMER, 1994).

Segundo Mankiw, Romer e Weil (1992), o modelo de crescimento neoclássico não prevê convergência absoluta da renda *per capita* entre os países ou regiões, mas, sim, convergência para a renda *per capita* de estado estacionário de cada país ou região, de forma que economias heterogêneas tenderiam para níveis de renda *per capita* diferentes, existindo, dessa forma, um processo de convergência condicional. Ainda de acordo com aqueles autores, o teste da hipótese da convergência condicional consiste em estimar o seguinte modelo econométrico:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,T-1}} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i,T-1}) + \gamma X_i + e_i, \quad (2)$$

em que:  $X_i$  representa o vetor de variáveis específicas do estado estacionário da economia da região  $i$ .

Novamente, o processo de convergência é verificado se o parâmetro  $\beta_1$  é negativo e estatisticamente significativo. No entanto, algumas variáveis que tornam as regiões diferentes entre si são isoladas e mantidas constantes. Em geral, essas variáveis correspondem ao capital humano, ao consumo público e investimento como participação do PIB, ao grau de instabilidade política, entre outras (BARRO E SALA-I-MARTIN, 1995).<sup>10</sup>

Outra forma de se testar as hipóteses de convergência absoluta ou condicional é estimar os modelos (1) ou (2) utilizando subamostras de regiões, formadas pelo agrupamento de unidades que possuem as mesmas características estruturais e condições iniciais semelhantes, o que constituem os chamados clubes de convergência. Uma vez que convergência clube é caracterizada por grupos formados por economias com condições iniciais semelhantes e tendem a um mesmo nível de longo prazo, as distâncias dessas economias a esse estado estacionário comum também serão similares e, conseqüentemente, sua taxas de crescimento serão igualmente semelhantes.

Na literatura recente sobre crescimento econômico, observam-se vários modelos baseados na ideia de que podem existir diferentes equilíbrios de estado estacionário, determinados pelas condições econômicas iniciais, sendo, assim, consistentes com a hipótese de clubes de convergência. Becker et al. (1990), por exemplo, utilizaram uma

---

<sup>10</sup> Apesar de muito utilizados, esses testes não estão livres de críticas. Segundo Quah (1993), o coeficiente  $\beta$  estimado representa um valor médio da amostra utilizada, sendo que esse experimento pode na verdade não estar representando de forma clara sua real tendência. Dessa forma, os resultados dessas equações estariam sujeitos à chamada “Falácia de Galton”, expressão que se refere aos estudos originais de Francis Galton, que fez uma inferência incorreta a partir de suas observações.

função de produção de capital humano sujeita à não convexidade para gerar um efeito limiar (*threshold*) na acumulação desse fator de produção, dependendo do seu nível inicial. Azariadis e Drazen (1990) introduziram um efeito limiar (*threshold*) no processo de acumulação de capital físico ou humano para mostrar que existe um nível inicial de capital físico e humano que induz mudanças na produtividade agregada.

Galor e Zeira (1993), por sua vez, mostraram que haveria um efeito limiar (*threshold*) na decisão de investimento em capital humano e nos seus retornos futuros. Isso ocorreria porque a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano. O indivíduo que não possui determinado valor de riqueza inicial pode preferir não investir em educação e trabalhar como mão de obra não qualificada, dados os custos de acumular capital humano e as imperfeições no mercado de crédito. Como os rendimentos são diferentes para trabalhadores qualificados e não qualificados, haveria maior desigualdade de renda no longo prazo.

## **2.2 Evidências sobre clubes de convergência da renda *per capita***

Uma vez que este artigo tem como enfoque a hipótese de clubes de convergência, essa subseção apresenta uma pequena revisão dos principais trabalhos que testaram a existência de múltiplos regimes de convergência da renda *per capita* no Brasil e que se diferenciam pelos diferentes períodos de tempo e agregações espaciais consideradas, bem como pelos métodos estatísticos empregados.

Magalhães (2001), por exemplo, testou a hipótese de clubes de convergência da renda *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1986 a 1995, utilizando a metodologia de análise de convergência espacial. Os resultados indicaram a presença de dois clubes: o primeiro clube, formado pelos estados Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Minas Gerais, estaria convergindo para o nível de renda *per capita* de São Paulo; enquanto o segundo clube, constituído por todos os estados do Nordeste e alguns do Norte, estaria divergindo com relação ao nível de renda *per capita* paulista.

Alencar (2005), por sua vez, investigou a importância das dotações iniciais de capital físico e capital humano para caracterizar o desempenho socioeconômico dos municípios do Brasil, bem como verificar a existência de clubes de convergência da renda *per capita*. Utilizando o modelo com efeito limiar (*threshold*) e dados transversais no período de 1980 e 2000 para um total de 4786 municípios, no qual a dotação inicial da renda *per capita* e a taxa de analfabetismo foram utilizadas na delimitação dos clubes de convergência, esse autor encontrou oito clubes de convergência entre os municípios,

sendo que os resultados intraclubes apontaram para convergência dentro de todos os clubes.

Gondim, Barreto e Carvalho (2007) também verificaram os principais condicionantes dos clubes de convergência no Brasil. Para tanto, eles utilizaram a metodologia de Quah para a renda condicionada de estados e municípios entre 1970 e 2000, divididas em nove classes de tamanho fixo. Os condicionantes utilizados foram localização geográfica, escolaridade, abertura comercial e desigualdade de renda, com os resultados, tanto para os estados como para os municípios, indicando a formação de dois clubes de convergência, um formado por um grande conjunto de unidades com renda baixa e outro, menor, formado por unidades com renda alta. Os resultados também indicaram, tanto para estados como para municípios, que o nível de escolaridade e a localização geográfica seriam fatores importantes na formação desses clubes, em contraposição da maior integração ao comércio internacional e da desigualdade da renda.

Considerando um conceito de renda mais restrito, a renda agrícola, Oliveira Jr., Castelar e Ferreira (2009) testaram a hipótese de clubes convergência da renda considerando como unidade geográfica as microrregiões do Brasil. Utilizando dados do censo agrícola de 1970 e 1995 e um modelo com efeito *threshold*, esses autores encontraram a formação de três clubes de convergência: um clube mais rico, formado por microrregiões do Sul e Sudeste, um clube intermediário, formado, principalmente, pelas microrregiões do Norte e Centro-Oeste e, por fim, um clube mais pobre, formado pelas microrregiões do Nordeste. Os resultados também mostraram que o capital físico foi mais importante que o capital humano na explicação do processo de crescimento da agricultura brasileira.

No que diz respeito a Minas Gerais, podem-se destacar alguns estudos que consideram a formação de clubes de convergência. Alves e Fontes (2001), por exemplo, investigaram a constituição de clubes de convergência de renda entre os municípios mineiros para o período de 1985 a 1997, utilizando técnica da análise cluster. Os autores encontraram 13 grupos relativamente homogêneos, nos quais foi possível verificar convergência  $\beta$  absoluta em 9 deles.

Salvato et al. (2006), buscando evidências para a convergência de renda entre as microrregiões e mesorregiões mineiras, encontraram um processo de convergência muito lento para as primeiras e um processo de convergência na forma de clubes para as segundas. Utilizando matriz de transição de Markov (Processo Estacionário de Primeira



Ordem), esses autores encontraram quatro tipos de convergência para cada mesorregião mineira: convergência positiva extrema na mesorregião Sul/Sudeste, convergência positiva nas mesorregiões Central Mineira e Campo das Vertentes, convergência negativa para a mesorregião Vale do Mucuri e uma convergência negativa extrema para a mesorregião Jequitinhonha. Esses resultados mostram uma evidência de diferentes estados estacionários para o estado de Minas Gerais.

Os trabalhos citados nos parágrafos acima, embora contemplem apenas uma pequena parcela dos trabalhos sobre convergência da renda *per capita*, permitem inferir algumas considerações sobre esse processo. Primeiro, tanto em nível estadual quanto municipal há fortes evidências da formação de polos com características socioeconômicas diferentes. Em nível estadual, é possível observar, ainda, que o processo de convergência da renda *per capita* é fraco, podendo-se contemplar tanto convergência quanto divergência. Em relação aos municípios, a literatura aponta para a divergência como um todo, mas uma polarização, com os municípios intragrupo tendendo para o mesmo nível de renda.

### 3. ABORDAGEM EMPÍRICA DO TESTE DA CONVERGÊNCIA DA RENDA PER CAPITA

#### 3.1 Testando a existência de clubes de convergência da renda *per capita*

Para testar a hipótese da convergência da renda *per capita* entre os municípios mineiros, utilizando o enfoque de clubes de convergência, este trabalho baseou-se em Hansen (2000), que sugeriu um procedimento *bootstrap* para testar a hipótese de uma formulação linear contra uma formulação *threshold* alternativa.

O modelo *threshold* proposto por Hansen (2000) assume que a amostra é dada pela sequência  $\{y_i, x_i, q_i\}_{i=1}^n$ , em que  $y_i$  e  $q_i$  são observações referentes à variável dependente e à variável *threshold*, respectivamente;  $x_i$  é um vetor ( $m \times 1$ ) de variáveis independentes; e  $n$  é o tamanho da amostra. Dessa forma, o modelo de regressão com efeito *threshold* pode ser expresso da seguinte forma:

$$y_i = \beta_1 x_i + \varepsilon_i, \quad q_i \leq \gamma \quad (3)$$

$$y_i = \beta_2 x_i + \varepsilon_i, \quad q_i > \gamma, \quad (4)$$

em que:  $q_i$  é a variável *threshold*, que pode ser um elemento de  $x_i$  e que é utilizada para dividir a amostra em dois grupos, “clubes”, “classes”, ou “regimes”, dependendo do contexto<sup>11</sup>;  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são os parâmetros da regressão e  $\varepsilon_i$  é o erro da regressão.

Para escrever o modelo em uma única equação, define-se a variável *dummy*  $d_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$ , em que  $\{\bullet\}$  é a função indicadora e fixa-se  $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$  de modo que (1) e (2) sejam iguais a:

$$y_i = \beta x_i + \theta x_i(\gamma) + \varepsilon_i, \quad (5)$$

em que:  $\beta = \beta_2$  e  $\theta = \beta_1 - \beta_2$ .

A Equação (5), também pode ser expressa em notação matricial, bastando, para isso, que se defina  $Y$  e  $\varepsilon$  como vetores  $(n \times 1)$ , empilhando as variáveis  $y_i$  e  $\varepsilon_i$ , e as matrizes  $X$  e  $X_\gamma$ , com dimensão  $(n \times m)$ , empilhando os vetores  $x'_i$  e  $x_i(\gamma)'$ . Assim, a Equação (3) pode ser reescrita como

$$Y = X\beta + \theta X_\gamma + \varepsilon. \quad (6)$$

O procedimento completo do modelo *threshold* envolve três etapas: estimação, teste de linearidade e definição do intervalo de confiança.

A estimação dos parâmetros  $(\beta, \theta, \gamma)$  da equação (6), segundo Hansen (2000), pode ser feita por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Definindo  $S_n(\beta, \theta, \gamma) = (Y - \beta X - \theta X_\gamma)'(Y - \beta X - \theta X_\gamma)$  como a função soma de quadrado de erros, por definição, os estimadores de mínimos quadrados ordinários  $(\hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\gamma})$  minimizam conjuntamente  $S_n$ . Para essa minimização, considera-se que  $\gamma$  é restrito a um conjunto limitado  $[\underline{\gamma}, \bar{\gamma}] = \Gamma$ .

Condicionando os parâmetros da Equação (6) em relação aos valores de  $\gamma$ , obtêm-se os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários  $\hat{\beta}(\gamma)$  e  $\hat{\theta}(\gamma)$  por meio da regressão de  $Y$  contra  $X_\gamma^* = [X, X_\gamma]$ . Dessa forma, a função soma de quadrados dos erros em sua forma concentrada é:

$$S_n(\gamma) = S_n(\hat{\beta}(\gamma), \hat{\theta}(\gamma), \gamma) = Y'Y - Y'X_\gamma^*(X_\gamma^*X_\gamma^*)^{-1}X_\gamma^*Y,$$

e  $\hat{\gamma}$  é o valor que minimiza  $S_n(\gamma)$ . Uma vez que  $S_n(\gamma)$  assume pelo menos  $n$  valores distintos,  $\hat{\gamma}$  pode ser definido unicamente como

---

<sup>11</sup> A variável *threshold*  $q_i$  tem uma distribuição contínua.

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma \in \Gamma_n}{\operatorname{argmin}} S_n(\gamma),$$

em que:  $\Gamma_n = \Gamma \cap \{q_1, \dots, q_n\}$  requer menos que  $n$  funções avaliadoras. As estimativas das inclinações podem ser calculadas por  $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\gamma)$  e  $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\gamma)$ .

O teste da hipótese de linearidade, equivale a um teste de significância estatística da ausência e efeito *threshold*. Neste caso a hipótese nula define-se a hipótese nula descreve uma especificação linear simples e pode ser expressa como:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2. \quad (7)$$

Se os erros são homocedásticos, o teste da razão de verossimilhança será dado pela seguinte equação,  $LR_n(\gamma) = n \frac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})}$ ; se a hipótese de homocedasticidade for

rejeitada, a estatística de verossimilhança é redefinida como:

$$LR_n^*(\gamma) = \frac{LR_n(\gamma)}{\hat{\eta}^2} = \frac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2 \hat{\eta}^2}.$$

Uma vez que o parâmetro *threshold*  $\gamma$  (que indica ausência do efeito *threshold*) não é identificado sob a hipótese (7) as distribuições assintóticas de  $LR_n(\gamma)$  e  $LR_n^*(\gamma)$  não são padronizadas. Nesse caso, Hansen (2000) sugeriu um procedimento *bootstrap*, consistente com heterocedasticidade, para testar a hipótese nula da formulação linear contra a alternativa *threshold*.<sup>12</sup>

Para elaborar regiões de confiança baseadas em  $LR_n(\gamma)$  e  $LR_n^*(\gamma)$  define-se  $C$  como o nível de intervalo de confiança assintótico ( $C = 0,95$ ) e  $c = c_{\xi}(C)$  como o valor crítico do intervalo sendo definido por  $\hat{\Gamma} = \{\gamma : LR_n(\gamma) \leq c\}$  e  $\hat{\Gamma}^* = \{\gamma : LR_n^*(\gamma) \leq c\}$ .

### 3.2. Equação de convergência da renda *per capita*

O procedimento descrito na seção anterior foi utilizado para identificar os clubes de municípios em Minas Gerais e para testar a hipótese da convergência da renda *per capita* entre os municípios desses clubes.

<sup>12</sup> O procedimento *bootstrap* está descrito na rotina para Gauss elaborada por Hansen (2000), disponibilizada em seu website, e consiste nas seguintes etapas: (i) gera-se uma amostra aleatória  $\hat{\epsilon}_i$  obtida pelo resíduo de MQO do modelo *threshold* estimado; (ii) gera-se a variável dependente *bootstrap*  $y^*$  com os resíduos encontrados na etapa anterior; (iii) com a variável  $y^*$  simulada, calcula-se a estatística  $LR^*$ ; (iv) repetem-se as etapas anteriores  $n$  vezes; e (v) considera-se como p-valor de *bootstrap* o percentual da estatística  $LR^*$  que excede a estatística  $LR$ . Hansen (1996) mostrou que, com 1000 repetições, esse procedimento resulta em  $p$  valores corretos assintoticamente.

Seguindo Mankiw, Romer e Weil (1992), neste trabalho estimou-se a seguinte equação de regressão:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{T} \ln \left[ \frac{(Y/L)_{i,T}}{(Y/L)_{i,T-1}} \right] = \{ \beta_0^1 + \beta_1^1 \ln(Y/L)_{i,T-1} + \beta_2^1 \ln(k)_i + \beta_3^1 \ln(h)_i \\ + \beta_4^1 \ln(n_i + g + \delta) \} + \varepsilon_i \quad \text{se } (Y/L)_{i,T-1} \leq \gamma \\ \frac{1}{T} \ln \left[ \frac{(Y/L)_{i,T}}{(Y/L)_{i,T-1}} \right] = \{ \beta_0^2 + \beta_1^2 \ln(Y/L)_{i,T-1} + \beta_2^2 \ln(k)_i + \beta_3^2 \ln(h)_i \\ + \beta_4^2 \ln(n_i + g + \delta) \} + u_i \quad \text{se } (Y/L)_{i,T-1} > \gamma \end{array} \right. \quad (8)$$

em que:

- i.  $\ln(Y/L)_{i,T}$  = Logaritmo neperiano do Produto Interno Bruto *per capita* do *i*-ésimo município mineiro, medido em 2000, utilizado como *proxy* para renda *per capita*;
- ii.  $\ln(Y/L)_{i,T-1}$  = Logaritmo neperiano do Produto Interno Bruto *per capita* do *i*-ésimo município mineiro, medido em 1985 a preços de 2000, utilizado como *proxy* para renda *per capita*;
- iii.  $\ln(k)_i$  = Logaritmo neperiano do estoque de capital físico do *i*-ésimo município mineiro, sendo utilizada como *proxy* a fração média do consumo de energia elétrica industrial (Megawatt) dos anos de 1996, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004 e 2005;
- iv.  $\ln(h)_i$  = Logaritmo neperiano do estoque de capital humano do *i*-ésimo município mineiro, sendo utilizada como *proxy* a média de 1991 e 2000 da medida de capital humano calculada e divulgada pelo IPEA;
- v.  $\ln(n_i + g + \delta)$  = Logaritmo natural da soma entre a taxa média de crescimento populacional (1985 e 2005) do *i*-ésimo município mineiro ( $n_i$ ), a taxa de crescimento do progresso tecnológico ( $g$ ) e a taxa de depreciação do estoque de capital físico ( $\delta$ )<sup>13</sup>;
- vi.  $(Y/L)_{i,1985}$  = Produto Interno Bruto *per capita* do *i*-ésimo município mineiro, medido em 1985 a preços de 2000;
- vii.  $\beta_\phi^j$  (com  $\phi = 0, \dots, 4$  e  $j = 1, \dots, m$ ) = Parâmetros da equação de regressão, que podem diferir de acordo com o clube identificado  $j$ ; e

<sup>13</sup> Assim como em Mankiw, Romer e Weil (1992), neste artigo considerou-se  $g$  e  $\delta$  como sendo constantes e idênticos entre todos os municípios de Minas Geris, com  $g + \delta = 0,05$ .

viii.  $\varepsilon_i$  = Termo de erro da equação de regressão.

Como definido anteriormente, a variável *threshold* é utilizada para separar amostra em vários grupos, por isso ela deve representar, da melhor forma possível, as condições econômicas dos países, estados ou municípios. Neste artigo foi utilizado o Produto Interno Bruto per capita de 1985 como variável *threshold*<sup>14</sup>.

Apesar da equação de regressão em (8) considerar a existência de apenas dois regimes, ou seja, dois clubes, os demais clubes foram determinados a partir da aplicação sequencial do teste de linearidade nas subamostras definidas pelo Produto Interno Bruto *per capita* em 1985, até que nenhuma nova divisão amostral fosse encontrada ao nível de significância de 5%.

A evidência de convergência (divergência), por sua vez, está associada com o valor negativo (positivo) e estatisticamente significativo do parâmetro  $\{\beta_1^j\}_{j=1}^m$ .

A amostra utilizada compreendeu 617 municípios de Minas Gerais nos anos de 1985 e 2005, sendo os dados coletados junto ao Ipeadata, com exceção dos dados de consumo de energia elétrica industrial, que foram obtidos junto à Fundação João Pinheiro<sup>15</sup>.

## 4. Análise e discussão dos resultados

### 4.1. Estimação do efeito *threshold*

Como definido nas seções anteriores, a variável PIB *per capita* em 1985 foi considerada variável *threshold* do modelo e as evidências para o efeito *threshold* foram obtidas por meio do teste de Multiplicador de Lagrange, com correção para heterocedasticidade quando necessário, como descrito na seção 3.1. Este procedimento consiste em verificar se existe evidência para o efeito *threshold*, considerando a hipótese nula de inexistência desse efeito e computando os *p-valores* por meio da técnica *bootstrap*.

A Tabela 1 apresenta os resultados encontrados para a divisão da amostra entre os nós de decisão. Esta contém a identificação do nó, o valor da estatística LM, o valor

<sup>14</sup> Apesar de o PIB real *per capita* apresentar algumas limitações como indicador de desenvolvimento econômico, Colman e Nixon (1981) consideram-no como uma medida mais abrangente, difundida e conveniente desse indicador, uma vez que os demais indicadores econômicos e sociais são altamente correlacionados com o nível do PIB real *per capita*.

<sup>15</sup> É importante salientar que o Estado de Minas Gerais possui um total de 853 municípios. Entretanto, neste estudo, optou-se pela exclusão de 236 municípios da amostra devido à ausência de dados para variáveis importantes, como, por exemplo, PIB 1985 e capital humano, o que inviabilizava a realização do teste de convergência da renda *per capita* com todos os municípios mineiros.

*threshold* e o intervalo de confiança. Os resultados revelam a existência de um nó de decisão e de três nós terminais. O nó de decisão corresponde ao nó inicial, presente na primeira interação (1.2). Desta forma, pode-se concluir pela existência três grupos de municípios (1.1; 2.1; 2.2), nos quais o agrupamento se dá pelas características socioeconômicas semelhantes, ou seja, o valor inicial do PIB real *per capita*<sup>16</sup>.

**Tabela 1: Decisão de Divisão da Amostra**

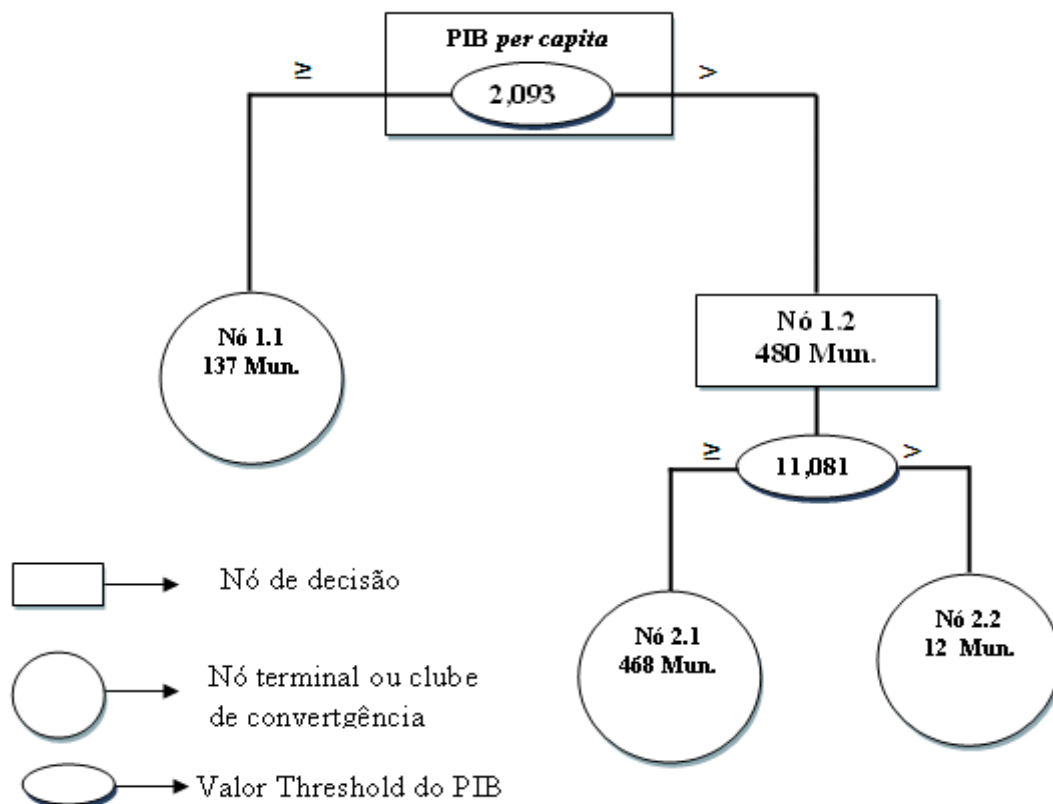
Nó de Decisão	Teste LM	p-valor (Bootdtrap)	Decisão de Divisão	
	PIBpc80		Valor <i>threshold</i>	Intervalo de Confiança
PIB	22,9156	0,000	0,7385	[0.7385; 2.7262]
1.2	17,1504	0,0190	2.4053	[0,7612; 2.7263]

Nível de significância utilizado foi de 95% e H0: não há divisão da amostra.

Fonte: Elaboração dos autores

Para uma melhor visualização desses resultados, foi elaborado um diagrama de árvore contendo o nó de decisão e os nós terminais ou clubes de convergência. Nele, os quadrados representam os nós de decisão e os triângulos representam os nós terminais. As informações em cada quadrado representam a identificação do nó e o número de municípios contidos nos mesmos. O valor *threshold* é disposto nos braços que saem de cada nó. Similarmente, a informação dentro do nó terminal representa sua identificação e o número de municípios contidos em cada um deles. Ressalta-se que o lado esquerdo de cada nó de decisão contém as observações em que a variável é menor ou igual ao valor *threshold* (Figura 1).

<sup>16</sup> Todo o processo foi realizado a partir do *software* Gauss versão 9.0.



**Figura 1: Diagrama de Decisão do Efeito Threshold**

Fonte: Elaboração dos autores

O clube 1.1 é formado pelos municípios que apresentaram renda *per capita* mais baixa em 1985, abrangendo 137 municípios com PIB *per capita* inferior a R\$ 2.093. O nó 2.1 é formado por municípios que apresentaram renda *per capita* intermediária em 1985, correspondendo a 468 municípios que possuíam renda *per capita* entre R\$ 2093 e R\$11.081. O nó terminal 2.2, por sua vez, corresponde ao terceiro clube com os 12 municípios que apresentaram renda *per capita* mais elevada em 1985, sendo a mesma superior a R\$ 11.081<sup>17</sup>.

#### 4.2. Análise Intraclubes

A Tabela 3 apresenta os resultados dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para cada um dos três nós terminais e para a amostra total, ou seja, para todo o estado de Minas Gerais, bem como o teste de multicolinearidade entre as variáveis explicativas e o teste de heterocedasticidade para os resíduos das regressões.

<sup>17</sup> Esse valor foi obtido por meio da aplicação do antilogaritmo no valor *threshold* correspondente a cada nó terminal.

**Tabela 3: Teste de convergência da renda *per capita* média, 1985 e 2000**

Variáveis	Minas Gerais	Clube 1.1	Clube 2.1	Clube 2.2
Constante	0.996*** (-0.1941)	2.7225*** (-0.5326)	0.7040*** (-0.1992)	-2.5518 (2.3817)
Ln(Y/L) <sub>1985</sub>	-0.5313*** (0.0467)	-0.7154*** (0.0848)	-0.4524 (0.6060)	-0.4583** (0.1976)
Ln (capital físico) <sub>i</sub>	0.1078*** (0.0133)	0.1793*** (0.0375)	0.0818*** (0.0121)	0.3355*** (0.0400)
Ln (capital humano) <sub>i</sub>	-0.1312*** (0.0232)	-0.3472*** (0.0868)	-0.0821*** (0.0228)	-0.2361*** (0.0811)
Ln(n <sub>i</sub> + g + d)	0.0124 (0.0182)	-0.012 (0.0241)	0.0279 (0.0251)	-0.2095 (0.3556)
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,27</b>	<b>0,41</b>	<b>0,15</b>	<b>0,79</b>
<b>Variância residual</b>	<b>0,16</b>	<b>0,11</b>	<b>0,16</b>	<b>0,18</b>
<b>Teste de Multicolinearidade<sup>¥</sup> (FIV) / (1/FIV)</b>	<b>(1,84) / (0,64)</b>	<b>(1,39) / (0,75)</b>	<b>(2,04) / (0,58)</b>	<b>(1,78) / (0,61)</b>
<b>Teste de Heterocedasticidade</b>	<b>31.82 (0.0043)</b>	<b>29.02 (0.0104)</b>	<b>15.85 (0.3229)</b>	<b>12.01 (0.3636)</b>
<b>Observações</b>	<b>617</b>	<b>137</b>	<b>468</b>	<b>12</b>

Obs: \*significativo a 10%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 1%. ¥ FIV corresponde ao Fator de Inflação da Variância e 1/FIV ao inverso desse Fator. Os testes de heterocedasticidade e multicolinearidade foram realizados com os software Stata versão 11.0.

Valores entre parênteses são os desvios-padrão

Fonte: Elaboração dos autores

Antes de passar para a análise das estimativas, é importante destacar que, nos testes de multicolinearidade, todos os valores do Fator de Inflação da Variância foram superiores a 1, mas nenhum foi superior a 10, indicando ausência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Os testes de heterocedasticidade indicam, por sua vez, que a mesma está presente apenas para a amostra como um todo e para clube 1. Diante dessas constatações, as estimações do modelo (8) considerando todos os municípios mineiros e a amostra de municípios correspondentes ao clube 1 foram realizadas por meio do método de White para correção da heterocedasticidade.



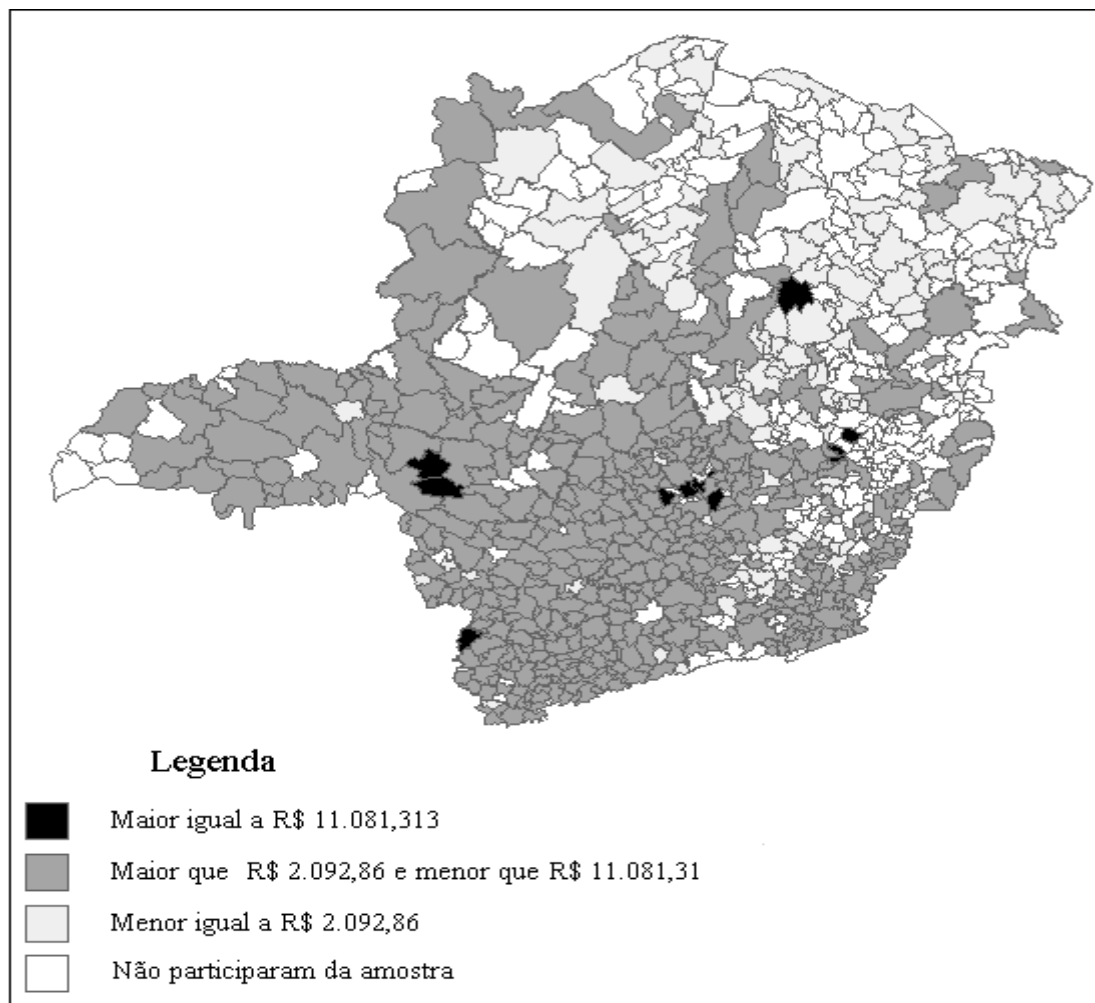
As estimativas mostram que, para a amostra como um todo, o coeficiente do logaritmo do PIB *per capita* inicial dos municípios apresentou-se significativo e com sinal negativo sinalizando, portanto, para a existência de convergência entre todos os municípios. No entanto, pode-se observar que o capital humano, apesar de significativo, não apresentou sinal esperado. A *proxy* utilizada para representar investimento em capital físico, isto é, o consumo de energia elétrica industrial, mostrou-se significativo e com o sinal positivo atuando de uma maneira favorável ao processo de convergência. Não obstante isso, existem indícios de convergência condicional para o conjunto de municípios do estado de Minas Gerais.

Observando os resultados para o clube formado pelos municípios com menor PIB *per capita*, clubes 1.1, constata-se a existência de convergência dentro deste clube de municípios. O capital humano também mostrou-se significativo na explicação desse processo, porém com o sinal contrário ao que se propõe a teoria. A *proxy* escolhida para representar o investimento em capital físico também se mostrou significativo para o processo de convergência dentro desse clube.

Em relação ao clube formado pelos municípios com PIB *per capita* intermediário, clube 2.1 (que representa a maior parte dos municípios mineiros), observou-se que o processo de convergência não se manifestou, não ocorrendo, na realidade, nem convergência e nem divergência. O capital físico se mostrou significativamente positivo para a explicação do crescimento dos municípios, e o capital humano, assim como no clube mais pobre, mostrou-se significativo e com sinal negativo para a explicação do processo de convergência. Dadas as condições socioeconômicas deste clube, era de se esperar que o capital humano contribuísse de forma positiva para explicar o seu processo de crescimento.

Observando as estimativas para o clube formado pelos municípios mineiros com maior PIB *per capita* em 1985, clube 2.2, com apenas 12 municípios, verificaram-se resultados semelhantes ao da amostra como um todo e do clube 1.1, cujo processo de convergência pode ser explicado de forma positiva pelo capital físico e negativo pelo capital humano.

Para visualizar a distribuição dos 617 municípios de Minas, considerando-se os clubes de convergência encontrados, foi elaborada a Figura 2.



**Figura 2: Dispersão espacial dos Municípios mineiros de acordo com a Classificação dos Clubes de Convergência.**

Fonte: Elaboração dos autores

A ilustração mostra que o clube 1.1 é formado, em quase sua totalidade, pelos municípios que compõem as mesorregiões Norte, Jequitinhonha, Rio Doce, que são as menos desenvolvidas de Minas Gerais, e alguns municípios que pertencem à Zona da Mata mineira. Os clubes de renda *per capita* intermediária, clubes 2.1, são formados na maior parte por municípios das mesorregiões do Alto São Francisco, Norte, Central Mineira, Oeste e Sudoeste de Minas e Campos das Vertentes. Por fim, o clube 2.2, o mais rico da amostra, é formado principalmente pelos municípios da mesorregião Metropolitana e Triângulo/Alto Parnaíba.

A disposição dos municípios mineiros de acordo com os clubes encontrados deixa claro que existe uma polarização dos mesmos, sendo que os mais ricos situam-se,

em sua maioria, na região Sul e do Triângulo, enquanto os mais pobres encontram-se na região Norte e Nordeste.

Considerando todas as regressões dos clubes de convergência, observa-se que a *proxy* utilizada para capital humano mostrou-se significativa para todos os clubes de convergência, aquele que abrange os municípios mais ricos da amostra, porém com a limitação de ser negativo.

Em relação ao capital humano, conforme Krueger e Lindahl (2001), estes resultados aparentemente contraditórios podem advir da especificação errada da relação entre crescimento econômico e nível de educação. Benhabibi e Spiegel (1994) chegaram a resultados que indicavam insignificância estatística do crescimento do capital humano para explicar variações na taxa de crescimento do produto *per capita* dos países que mais acumularam capital humano durante o período de 1965-1985. Somente quando fizeram uma nova especificação de modelo, com uma nova medida de capital humano, obtiveram resultados melhores. Mas, mesmo assim, não encontraram uma relação significativa entre capital humano e crescimento econômico.

Os resultados obtidos por Lau, Jamison, Liu et al. (1993) sobre a economia brasileira, no período de 1970-1980, indicavam um efeito estimado, estatisticamente significativo, de 0,21 da média de educação sobre o crescimento do produto, significando que um ano adicional na média de educação aumentaria o produto em aproximadamente 21%. Contudo, os autores alertaram que a evidência deste amplo efeito da média de educação poderia ser devido à existência de um efeito limiar de uma média de educação entre 3 a 4 anos de ensino.

No trabalho de Nunes e Peres-Nunes (2005) sobre os estados brasileiros para o período de 1937 a 1999, foi utilizado o número de matrículas do segundo grau como *proxy* para capital humano nos testes de convergência. Segundo estes autores, a escolaridade tem favorecido os estados mais ricos, pois, quanto maiores os níveis de renda *per capita* dos estados, maior o papel da escolaridade sobre o nível de crescimento. Além disso, segundo os autores, verificou-se uma grande discrepância entre os gastos *per capita* dos estados, dificultando uma equalização dos gastos em educação por todo o país.

Porém, os resultados significativos e negativos do capital humano podem estar associados, segundo Dias e Dias (2007), devido à realocação de fatores do setor produtivo para o setor de acumulação do capital humano, podendo inibir maiores investimentos em educação.

Em relação ao capital físico, ou mais precisamente o consumo de energia elétrica industrial, mostrou-se importante em todos os clubes e no Estado, bem como foram positivos no processo de convergência. O clube 2.2 foi o que apresentou maior impacto dessa variável sobre seu nível de crescimento, com o aumento de 1% no nível de capital físico promovendo um aumento da taxa de crescimento de 0,34%. No clube intermediário, esse impacto foi de 0,08%; para o clube mais pobre, foi de 0,18% e, para o estado de Minas Gerais como um todo, esse impacto foi de 0,11%.

## 5. Conclusões

Com base no modelo *threshold* proposto por Hansen (2000), este trabalho realizou uma análise sobre a existência de convergência da renda *per capita* entre os municípios de Minas Gerais, no período de 1985 a 2005, levando-se em consideração a possibilidade de existência de grupos de municípios com características socioeconômicas diferentes.

Os resultados obtidos indicaram a existência de três clubes de municípios com características iniciais distintas, com os testes de convergência sinalizando o processo de convergência clube dentro dos dois clubes extremos, ou seja, os clubes formados por municípios com baixa e alta renda. Deve-se destacar, ainda, o caráter regional desses clubes, uma vez que o clube de baixa renda é formado predominantemente pelos municípios do Norte, Jequitinhonha e Rio Doce; o outro, com nível de renda mais elevado, é composto basicamente pelos municípios da mesorregião Metropolitana e Triângulo/Alto Parnaíba.

Ademais, o sinal negativo encontrado para o coeficiente do nível inicial de renda para os clubes parece demonstrar que o surgimento desses clubes se deve em grande parte a desigualdades existentes entre as regiões e não dentro das regiões, de forma que, para romper com a polarização é necessário alterar as características estruturais dos municípios com menor PIB *per capita*, ou seja, promover políticas públicas que modifiquem o estoque de capital físico e humano nesses municípios.

Por fim, vale destacar a *proxy* para o capital humano, obtida no Ipea, foi significativa para influenciar o processo de crescimento em todos os clubes, porém, sob efeito negativo, imperando a observação de Dias e Dias (2007), quando estes autores levaram em consideração o efeito limiar para o capital humano. Quanto ao capital físico, aqui representado pelo consumo de energia elétrica industrial, o mesmo foi

significativamente positivo para a explicação do processo de crescimento também em todos os clubes.

### **Referências bibliográficas**

ALENCAR, F. *Searching for Socioeconomic Patterns in the Brazilian Municipalities. An Analysis of Clube Convergence*. Texto para Discussão, 2005.

ALVES, L. F.; FONTES, R. Clubes de Convergência entre os Municípios de Minas Gerais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, n. Especial, p. 546-568, 2001.

AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. Threshold Externalities in Economic Development. *Quarterly Journal of Economics*, v. 105, n. 2, p. 501-526, 1990.

BARRO, R. J., SALA-i-MARTIN, X. *Economic growth*. 1ª edição. Massachusetts: MIT Press, 1995. 539 p.

BARRO, R. J.; SALA-i-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.

BECKER, G. S., MURPHY, K. M.; TAMURA, R. Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of Political Economy*, v.98, p. 2-37, 1990.

BENHABIBI, J.; SPIEGEL, M. The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data. *Journal of Monetary Economics*, v. 34, n. 2, p. 143-174, 1994.

BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, n. 2, p.97-108, 1995.

COLMAN, D.; NEIXSON, F. *Desenvolvimento econômico: uma perspectiva moderna*. Editora Campus: Rio de Janeiro, 1981.

DIAS, J.; DIAS, M. H. A. Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 4, p. 701-743, 2007.

DINIZ, M. B. *Contribuições ao estudo da desigualdade de renda entre os estados brasileiros*. (2005). (Doutorado) - Departamento de Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.

GALOR, O. Convergence? Inferences from Theoretical Models. *The Economic Journal*. v. 106, p. 1056-69, 1996.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, v. 1, n. 60, p. 35-52, 1993.

GODIM, J. B.; BARRETO, F. A. F. D. *O Uso do Núcleo Estocástico para Identificação de Clubes de Convergência entre Estados e Municípios Brasileiros*. In: XXXII Encontro Nacional de Economia, João Pessoa-PB. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004.

GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.

HANSEN, B. E. Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.

HANSEN, B.; E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 413-430, 1996.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA, 2010.

KRUEGER, A. B.; LINDAHL, M. Education for Growth: Why and for Whom? *Journal of Economic Literature*, v. 39, n. 4, p. 1101-1136, 2001.

LAU, L. J.; JAMISON, D. T.; LIU, S.; RIVKIN, S. Education and economic growth: some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 41, p. 45-70, 1993.

MAGALHÃES, A. M. *Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial*. In: Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial, Salvador (Bahia). ANPEC, 2001.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 407-437, 1992.

MARANDUBA JR., N. G. *Política regional, crescimento econômico e convergência de renda em Minas Gerais*. (2007). 137 f. (Mestrado) - Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2007.

NUNES, R. C.; PERES-NUNES, S. O papel dos fundos de participação dos estados – FPE na convergência da renda per capita dos estados brasileiros. *Revista de Economía y Estadística*, v. XLIII, 2005.

OLIVEIRA JR., J. N.; CASTELAR, I.; FERREIRA, R. T. *Convergência Microrregional no Setor Agrícola usando um Modelo Threshold*. *Revista Economia*, v. 10, n. 3, p.553-576, 2009

PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; FERREIRA, P. G. C. Análise da Convergência Espacial do PIB per capita no estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais*, v. 01, p. 85-113, 2007.

QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, v. 40, p. 1353-1375, 1996.

ROMER, P. M. The origins of endogenous growth. *Journal of Economic Perspectives*, v.8, n.1, p.3-22, 1994.

SALVATO, M. A.; RAAD, R. J.; JUNIOR, A. F. D. A.; MORAIS, F. *Disparidades Regionais em Minas Gerais*. Working Paper, n.35, Ibmec MG, 2006.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, p. 65-94, 1956.

STÜLP, V. J.; FOCHEZATTO, A. A evolução das disparidades regionais no Rio Grande do Sul: uma aplicação de matrizes de Markov. *Nova Economia*, v. 14, n. 1, p. 39-66, 2004

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, v. 32, p. 334-361, 1956.